

UN MÉTODO DE SIMULACIÓN PARA LA MIXTURA DE LEYES

DARIUSH GHORBANZADEH
FRANCISCO JAVIER DÍAZ-LLANOS SÁINZ-CALLEJA

RESUMEN

El objetivo de este artículo es presentar un método de simulación para la mixtura de leyes. Este método está basado en el método de inversión y es aplicable en el cual nosotros tengamos leyes cuyas funciones de distribución inversas (recíprocas) tiene una expresión explícita.

METODOLOGÍA

Sea X una variable aleatoria cuya ley admite la densidad

$$f(x) = \sum_{i=1}^K \theta_i f_i(x) \quad (1)$$

donde para $i=1, \dots, K, 0 < \theta_i < 1$ y $\theta_1 + \dots + \theta_K = 1$, f_1, \dots, f_K

son densidades de probabilidad de funciones de distribución

$$F_1, \dots, F_K$$

Llamamos $F_1^{-1}, \dots, F_K^{-1}$ las funciones inversas (o recíprocas) de

$$F_1, \dots, F_K. \quad (2) \text{ y } (3)$$

Para simular X tendremos en cuenta la proposición siguiente:

(4) y (5)

Proposición. Sea U una variable aleatoria de ley uniforme $U([0,1])$. Entonces, la variable aleatoria X definida por

$$X = \begin{cases} F_1^{-1}\left(\frac{U}{\theta_1}\right) & \text{si } 0 \leq U < \theta_1 \\ F_2^{-1}\left(\frac{U - \theta_1}{\theta_2}\right) & \text{si } \theta_1 \leq U < \theta_1 + \theta_2 \\ F_i^{-1}\left(\frac{U - \theta_1 - \dots - \theta_{i-1}}{\theta_i}\right) & \text{si } \theta_1 + \dots + \theta_{i-1} \leq U < \theta_1 + \dots + \theta_i \\ F_K^{-1}\left(\frac{U - \theta_1 - \dots - \theta_{K-1}}{\theta_K}\right) & \text{si } \theta_1 + \dots + \theta_{K-1} \leq U < 1 \end{cases}$$

tiene por densidad f dada por (1).

Demostración. Para toda función h continua en un soporte compacto tenemos:

$$E[h(X)] = \sum_{i=1}^K \int_{\theta_1 + \dots + \theta_{i-1}}^{\theta_1 + \dots + \theta_i} h\left(F_i^{-1}\left(\frac{u - \theta_1 - \dots - \theta_{i-1}}{\theta_i}\right)\right) du \quad (2)$$

Efectuando el cambio de variable

$$x = F_i^{-1}\left(\frac{u - \theta_1 - \dots - \theta_{i-1}}{\theta_i}\right)$$

obtenemos:

$$u = \theta_1 + \dots + \theta_{i-1} + \theta_i F_i(x)$$

de donde $du = \theta_i f_i(x) dx$. Sustituyendo en (2) este resultado, obtenemos:

$$E[h(X)] = \sum_{i=1}^K \int_{-\infty}^{+\infty} h(x) \theta_i f_i(x) dx$$

Ejercicio práctico:

Sea X una variable aleatoria cuya ley admite la densidad:

$$g_{a,\lambda}(x) = \begin{cases} \frac{x + \sqrt{a + \lambda^2}}{a} & \text{si } -\sqrt{a + \lambda^2} \leq x \leq -\lambda \\ \frac{-\lambda + \sqrt{a + \lambda^2}}{a} & \text{si } -\lambda \leq x \leq \lambda \\ \frac{\sqrt{a + \lambda^2} - x}{a} & \text{si } \lambda \leq x \leq \sqrt{a + \lambda^2} \end{cases}$$

donde $a > 0$ y $\lambda > 0$. $g_{a,\lambda}(x)$ puede escribirse bajo la forma:

$$g_{a,\lambda}(x) = \frac{(\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda)^2}{2a} f_1(x) + \frac{2\lambda(\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda)}{a} f_2(x) + \frac{(\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda)^2}{2a} f_3(x)$$

con

$$\begin{cases} f_1(x) = \frac{2(x + \sqrt{a + \lambda^2})}{(\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda)^2} \mathbf{I}_{[-\sqrt{a + \lambda^2}, -\lambda]}(x) \\ f_2(x) = \frac{1}{2\lambda} \mathbf{I}_{[-\lambda, \lambda]}(x) \\ f_3(x) = \frac{2(\sqrt{a + \lambda^2} - x)}{(\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda)^2} \mathbf{I}_{[\lambda, \sqrt{a + \lambda^2}]}(x) \end{cases}$$

Las funciones de distribución correspondientes están dadas por:

$$\begin{cases} F_1(x) = \left(\frac{x + \sqrt{a + \lambda^2}}{\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda} \right)^2 \\ F_2(x) = \frac{x + \lambda}{2\lambda} \\ F_3(x) = 1 - \left(\frac{\sqrt{a + \lambda^2} - x}{\sqrt{a + \lambda^2} - \lambda} \right)^2 \end{cases}$$

De dicho resultado deducimos que:

$$F_1^{-1}(U) = -\sqrt{a+\lambda^2} + (\sqrt{a+\lambda^2} - \lambda)\sqrt{U}$$

$$F_2^{-1}(U) = \lambda(2U - 1)$$

$$F_3^{-1}(U) = -\sqrt{a+\lambda^2} - (\sqrt{a+\lambda^2} - \lambda)\sqrt{1-U}$$

Observamos que

$$\lim_{\lambda \rightarrow 0^+} g_{a,\lambda}(x) = \frac{1}{\sqrt{a}} \left(1 - \frac{|x|}{\sqrt{a}} \right) \mathbf{I}_{[-\sqrt{a}, \sqrt{a}]}(x)$$

es la densidad de la ley triangular sobre el intervalo $[-\sqrt{a}, \sqrt{a}]$

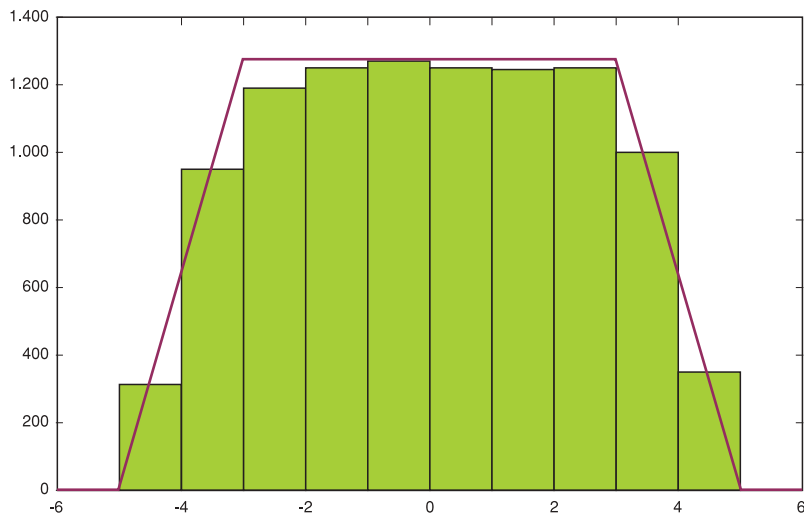


Figura 1. Simulación para $a = 16$ y $\lambda = 3$.

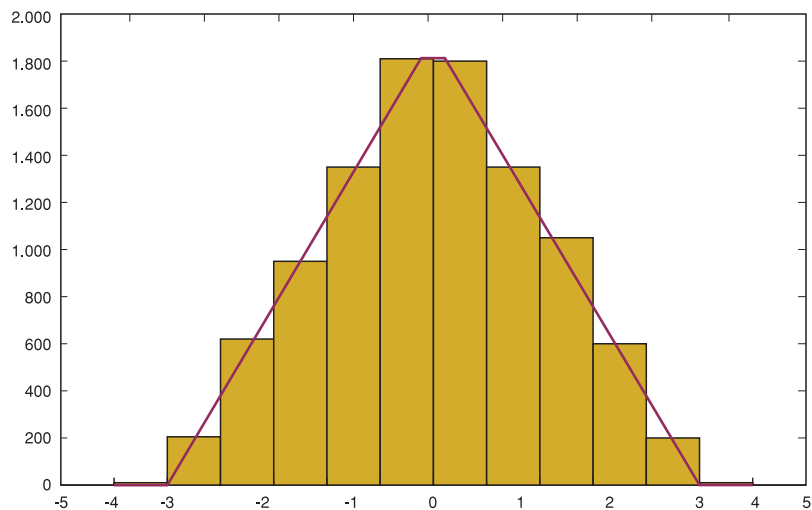


Figura 2. Simulación para $a = 9$ y $\lambda = 0.1$.

BIBLIOGRAFÍA

- (1) Deroye, L. (1986): *Non-uniform Random Variate Generation*. Springer-Verlag, New York.
- (2) Ghorbanzadeh, D. (1998): *Probabilités. Exercices corrigés*. Éditions Technip, Paris.
- (3) Knuth, D. E. (1981): The Art of Computer Programming, Vol. 2: *Seminumerical Algorithms*. Addison-Wesley, Reading, MA.
- (4) Law, A. M. and Kelton (1991): *Simulation Modelling and Analysis*. McGraw-Hill. New York, 2nd edition.
- (5) Ros, S. M. (1996): *Simulation*. Academic Press, 2nd edition.